

TỐC ĐỘ ĐIỀU CHỈNH CẤU TRÚC VỐN CỦA CÁC CÔNG TY NIÊM YẾT TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM, BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM TỪ CÁCH TIẾP CẬN LSDVC

Võ Thị Thúy Anh

Đại học Kinh tế-Đại học Đà Nẵng

Email: vothuyanh@due.edu.vn

Phan Trần Minh Hưng

Đại học Kinh tế-Đại học Đà Nẵng

Email: phantranminhhung@gmail.com

Ngày nhận: 30/9/2019

Ngày nhận bản sửa: 28/10/2019

Ngày duyệt đăng: 05/3/2020

Tóm tắt:

Nghiên cứu này nhằm xác định tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Nghiên cứu này sử dụng phương pháp ước lượng điều chỉnh chệch (LSDVC) với bộ dữ liệu là các chứng khoán được niêm yết trên cả hai sàn giao dịch chứng khoán Hồ Chí Minh và Hà Nội từ năm 2006 đến 2017. Nghiên cứu này tìm thấy rằng tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn trung bình năm cho các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam là 35,1% khi biến phụ thuộc là giá trị sổ sách của cấu trúc vốn và 45,4% khi biến phụ thuộc là giá trị thị trường của cấu trúc vốn. Kết quả nghiên cứu này hỗ trợ cho sự tồn tại lý thuyết đánh đổi cấu trúc vốn động.

Từ khóa: Tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn, cấu trúc vốn, LSDVC, mô hình động.

Mã JEL: C58, G3; O16.

The speed of capital structure adjustment for listed firms on Vietnam Stock Exchange: An empirical evidence from the LSDVC approach

Abstract:

The purpose of this study is to define the annual speed of adjustment for firms listed in Vietnam. We employ the bias-corrected least squares dummy variable estimator with a comprehensive data set of stocks listed in Vietnam from 2006 to 2017. We document that the annual speed of capital structure adjustment for Vietnamese listed firms ranges from 35.1% to 45.4% for book leverage and market leverage, respectively. The results support the economic relevance of the trade-off theory.

Keywords: Adjustment speed of capital structure, capital structure, LSDVC, dynamic model

JEL code: C58, G3; O16.

1. Giới thiệu

Cả lý thuyết đánh đổi cấu trúc vốn động và tĩnh đều thừa nhận rằng cấu trúc vốn tối ưu nhằm tối đa hóa giá trị công ty được xác định bằng cách cân bằng lợi ích thuần và chi phí thuần của nợ (Kraus & Litzengerger, 1973; Fischer & cộng sự, 1989). Vì vậy, các công ty có động lực để điều chỉnh cấu trúc vốn hướng về cấu trúc vốn tối ưu nhằm tối đa hóa giá trị công ty. Tuy nhiên, khi điều chỉnh hướng về cấu trúc vốn mục tiêu, các công ty có thể đối mặt với trở ngại tài trợ (financing frictions) như mong muốn điều chỉnh và chi phí điều chỉnh. Cơ bản, chi phí tái vốn hóa nhỏ cũng có thể dẫn đến sự biến động lớn trong cấu trúc vốn. Vì vậy, các công ty được khuyến khích điều chỉnh về cấu trúc vốn tối ưu khi lợi ích điều chỉnh lớn hơn chi phí điều chỉnh (Fischer & cộng sự, 1989).

Mặc dù được thực hiện trong những thị trường khác nhau nhưng hầu hết các bằng chứng thực nghiệm đều khẳng định sự tồn tại cấu trúc vốn mục tiêu và các công ty có xu hướng điều chỉnh hướng về cấu trúc vốn mục tiêu. Tuy nhiên, tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn không đạt được sự đồng thuận cao giữa các thị trường. Những ước lượng cho thị trường Mỹ chỉ ra rằng tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn khá thấp (Drobtz & cộng sự, 2014). Trong khi đó, trong bối cảnh đa quốc gia, tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn hàng năm dao động từ 11% đến 40% với các quốc gia nhóm G5 (Antonioni & cộng sự, 2008). Các công ty đến từ các quốc gia G-7 điều chỉnh cấu trúc vốn với tốc độ 25% mỗi năm (Drobtz & cộng sự, 2014). Cuối cùng, tốc độ điều chỉnh trung bình của 31 quốc gia chọn lọc là 21,11% (Öztekın & Flannery, 2012).

Cho đến nay, tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn vẫn chưa được nghiên cứu nhiều tại các quốc gia đang phát triển và Việt Nam không phải là một ngoại lệ. Mặc dù các nghiên cứu tại Việt Nam đã chỉ ra sự tồn tại hành vi điều chỉnh cấu trúc vốn (Trần Hùng Sơn, 2012, 2013), nhưng các nghiên cứu này sử dụng các phương pháp ước lượng truyền thống như phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS) và ảnh hưởng cố định (FEM). Ngoài ra, các phương pháp ước lượng mô men tổng quát hệ thống (SGMM) cũng được sử dụng để ước lượng tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn (Lưu Chí Cường & Nguyễn Thu Hiền, 2016). Nhưng nhìn chung, các phương pháp ước lượng được sử dụng tại Việt Nam không phải là phương

pháp ước lượng tối ưu cho mô hình dữ liệu bảng động với biến phụ thuộc phân số. Hơn nữa, phương pháp ước lượng nhảy cảm với tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn đã được thừa nhận (Huang & Ritter, 2009). Vì vậy, nghiên cứu này được thực hiện nhằm xác định tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn cho các công ty niêm yết tại Việt Nam.

Có thể nói phương pháp ước lượng LSDVC tại Việt Nam chưa được ứng dụng rộng rãi. Vì vậy, đóng góp lớn nhất của nghiên cứu này là cung cấp bằng chứng thực nghiệm liên quan đến hiệu quả của phương pháp ước lượng điều chỉnh chệch để giải quyết vấn đề chệch được tạo ra trong mô hình động. Ngoài ra, nghiên cứu này còn cung cấp thêm bằng chứng thực nghiệm nhằm khẳng định lại sự tồn tại tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn cho thị trường Việt Nam nói riêng và cho các quốc gia đang phát triển nói chung.

2. Tổng quan tài liệu và phát triển giả thuyết

Cả lý thuyết đánh đổi động và tĩnh đều thừa nhận rằng cấu trúc vốn tối ưu nhằm tối đa hóa giá trị công ty được xác định bằng cách cân bằng lợi ích ròng với chi phí ròng của việc tài trợ nợ. Do đó, các công ty có động lực để điều chỉnh hướng về cấu trúc vốn tối ưu. Tuy giá trị công ty được tối đa hóa khi các công ty hoạt động tại cấu trúc vốn tối ưu nhưng các công ty hầu như không thể duy trì cấu trúc vốn tối ưu do sự hiện diện của các trở ngại tài trợ như mong muốn điều chỉnh và chi phí điều chỉnh. Điều chỉnh cấu trúc vốn tối ưu với tồn tại của chi phí điều chỉnh được khởi xướng bởi Fischer & cộng sự (1989). Theo đó, thậm chí chi phí tái cấp vốn nhỏ cũng có thể dẫn đến sự thay đổi lớn trong cấu trúc vốn qua thời gian. Hơn nữa, Fischer & cộng sự (1989) còn chỉ ra rằng các công ty nên điều chỉnh cấu trúc vốn khi lợi ích điều chỉnh lớn hơn chi phí điều chỉnh.

Các bằng chứng thực nghiệm đã chỉ ra sự tồn tại của cấu trúc vốn mục tiêu nhưng tốc độ điều chỉnh hướng về cấu trúc vốn mục tiêu không đạt được sự thống nhất cao. Minh chứng thực nghiệm dựa vào phương pháp ước lượng Fama-Macbeth chỉ ra rằng tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn trung bình tại thị trường Mỹ là 7%-10% đối với các công ty thanh toán cổ tức và dao động từ 15% đến 18% đối với các công ty không thanh toán cổ tức (Fama & French, 2002). Cũng tại thị trường Mỹ, Flannery & Rangan (2006) ứng dụng phương pháp ước lượng biến công

cụ để đạt tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn trung bình cao hơn tại mức 34,4%. Kayhan & Titman (2007) sử dụng phương pháp ước lượng POLS để chỉ ra tốc độ điều chỉnh trung bình 10% cho cấu trúc vốn giá trị sổ sách và 8,3% cho cấu trúc vốn giá trị thị trường. Lemmon & cộng sự (2008) dựa vào ước lượng SGMM để ghi nhận tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn trung bình 25%/năm đối cấu trúc vốn sổ sách. Huang & Ritter (2009) sử dụng ước lượng sai phân dài (LD) để chỉ ra tốc độ điều chỉnh dao động từ 11,5% đến 21,1% đối cấu trúc vốn sổ sách và 15,6% đến 23,2% đối với cấu trúc vốn thị trường. Nhìn chung, tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn của các công ty Mỹ khá thấp. Ngoài ra, tốc độ điều chỉnh thật sự nhạy cảm với phương pháp ước lượng.

Trong bối cảnh đa quốc gia, Antoniou & cộng sự (2008) ghi nhận rằng tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn có sự khác biệt lớn giữa các quốc gia trong nhóm G5 với tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn thấp nhất 11% cho các công ty đến từ Nhật Bản và tốc độ điều chỉnh cao nhất 40% cho các công ty đến từ Pháp. Trong khi đó, tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn trung bình cho các công ty đến từ 37 quốc gia và nhóm G-7 lần lượt là 21,1%/năm và 25%/năm (Öztekın & Flannery, 2012; Drobetz & cộng sự, 2014).

Tại Việt Nam, bằng chứng thực nghiệm tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn được khai phá bởi Trần Hùng Sơn (2012) với đối tượng được quan tâm là 187 công ty sản xuất công nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2007–2010. Trong khi đó, Trần Hùng Sơn (2013) hướng đến 200 công ty sản xuất công nghiệp chưa niêm yết. Theo đó, trong điều kiện thực tiễn tại Việt Nam, tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn giữa nhóm công ty niêm yết và không niêm yết có sự khác biệt lớn. Cụ thể, tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn của các công ty niêm yết và không niêm yết lần lượt là 70,6%/năm và 27%/năm. Lưu Chí Cường & Nguyễn Thu Hiền (2016) sử dụng DGMM để chỉ ra tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn trung bình 72%/năm cho các công ty niêm yết tại Việt Nam từ 2006-2011.

Nhìn chung, tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn phụ thuộc vào sự khác biệt môi trường thể chế, điều kiện kinh tế vĩ mô, hệ thống tài chính và quan trọng hơn đó là phương pháp ước lượng. Vì vậy, nghiên cứu này giả thuyết như sau:

Tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn của các công ty

niêm yết tại Việt Nam đang ở mức nào (H1).

3. Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu

3.1. Mô hình thực nghiệm

Tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn không thể ước lượng một cách trực tiếp thông qua một mô hình toán học bởi vì cấu trúc vốn mục tiêu không thể quan sát một cách trực tiếp. Vì vậy, để xác định tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn, mô hình ước lượng hai giai đoạn được hình thành trước. Sau đó, sự ra đời phương pháp mô hình ước lượng một giai đoạn bằng cách lồng ghép một vài mô hình toán học vào nhau làm phong phú thêm cách thức ước lượng. Nhìn chung, các nghiên cứu thực nghiệm vẫn chưa chứng minh được mô hình nào đạt hiệu quả cao hơn giữa mô hình ước lượng một giai đoạn và mô hình ước lượng hai giai đoạn. Vì thế, vẫn tồn tại các bằng chứng thực nghiệm sử dụng mô hình ước lượng một bước (Elsas & Florysiak, 2015; Flannery & Ragan, 2006) cũng như ước lượng hai bước (Hovakimian & Li, 2011). Tại Việt Nam, các nghiên cứu xác định tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn đều sử dụng cả mô hình ước lượng một bước và hai bước (Trần Hùng Sơn, 2012; 2013; Lưu Chí Cường & Nguyễn Thu Hiền, 2016).

Nghiên cứu này sử dụng mô hình điều chỉnh cấu trúc vốn từng phần một giai đoạn mà nó đã được sử dụng bởi Flannery & Rangan (2006); Elsas & Florysiak (2015). Cụ thể như sau:

$$\Delta LEV_{i,t+1} \equiv LEV_{i,t+1} - LEV_{i,t} = \alpha + \delta (LEV_{i,t+1}^* - LEV_{i,t}) + e_{i,t+1} \quad (1)$$

Trong đó:

$LEV_{i,t+1}^*$ và $LEV_{i,t+1}$ lần lượt là cấu trúc vốn tối ưu và cấu trúc vốn thực có thể quan sát của công ty i tại thời điểm $t+1$.

$LEV_{i,t}$ cấu trúc vốn thực tại thời điểm t .

$\Delta LEV_{i,t+1} = LEV_{i,t+1} - LEV_{i,t}$ là mức độ thay đổi cấu trúc vốn thực của công ty i từ thời điểm quá khứ t đến thời điểm hiện tại $t+1$.

$LEV_{i,t+1}^* - LEV_{i,t}$ thể hiện sự điều chỉnh cấu trúc vốn thực kỳ trước đến cấu trúc vốn tối ưu.

$e_{i,t+1}$, : sai số hồi quy ngẫu nhiên.

δ : tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn, nhằm đo lường khả năng công ty điều chỉnh cấu trúc vốn thực hướng về cấu trúc vốn mục tiêu trong điều kiện tồn tại chi phí điều chỉnh cấu trúc vốn. δ cao thể hiện tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn nhanh và ngược lại nhưng nó thường xuyên dao động trong khoảng $[0,1]$.

Công thức (1) thể hiện mức độ chệch từ cấu trúc vốn mục tiêu được đóng bởi điều chỉnh cấu trúc vốn thực được tạo ra bởi công ty trong giai đoạn t đến giai đoạn t+1. Trong công thức (1), cấu trúc vốn tối ưu không quan sát trực tiếp được mà chúng chỉ đạt được thông qua giá trị phù hợp từ mô hình ước lượng. Cấu trúc vốn tối ưu được mô hình hóa như hàm của các yếu tố đặc thù thời gian, đặc thù công ty và đặc thù quốc gia. Cụ thể như sau:

$$LEV_{i,t+1}^* = \phi X_{i,t} + \mu_i \quad (2)$$

Trong đó:

$X_{i,t}$ là các nhân tố tác động đến cấu trúc vốn bao gồm: đặc thù công ty, đặc thù thời gian.

ϕ là vector hệ số đứng trước các nhân tố tác động đến cấu trúc vốn.

μ_i là sai số ngẫu nhiên.

Nghiên cứu này kiểm soát yếu tố đặc thù công ty không quan sát được và không thay đổi theo thời gian. Cơ bản, các nhân tố đặc thù công ty không quan sát được và không thay đổi theo thời gian là nhân tố giải thích lớn nhất cho sự biến động của cấu trúc vốn (Lemmon & cộng sự, 2008). Ngoài ra, để loại trừ vấn đề nội sinh xuất phát từ tác động đồng thời giữa biến phụ thuộc và biến độc lập, tất cả các biến độc lập được sử dụng trong mô hình là các biến trễ (Harford & cộng sự, 2009).

Chính vì sự khó khăn trong tính toán, mô hình hóa cấu trúc vốn tối ưu và thay thế công thức (2) vào công thức (1) làm cho việc xác định tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn trở nên đơn giản hơn chỉ thông qua một công thức sau:

$$LEV_{i,t+1} = \alpha + (1-\delta)LEV_{i,t} + \rho X_{i,t} + \mu_i + e_{i,t} + 1 \quad (3)$$

Trong đó: $\rho = \phi x \delta$

Theo giả thuyết H1, nghiên cứu này xác định tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn đối với các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam nên nghiên cứu này chỉ hướng đến hệ số đứng trước biến phụ thuộc trễ. Khung phân tích này kỳ vọng hệ số này dương, có ý nghĩa thống kê và dao động trong khoảng [0, 1].

3.2. Xây dựng biến

3.2.1. Biến cấu trúc vốn

Các nghiên cứu thực nghiệm về cấu trúc vốn sử dụng các thang đo khác nhau cho cấu trúc vốn như: Colak & cộng sự (2018) chỉ sử dụng giá trị sổ sách để xem xét cấu trúc vốn. Trong khi đó, sử dụng duy nhất giá trị thị trường để đo lường cấu trúc vốn không nhiều sự xuất hiện, tiêu biểu cho xu hướng này là Chang & cộng sự (2014). Ngược lại, hầu hết các nghiên cứu thực nghiệm về cấu trúc vốn chọn cả hai cách tiếp cận giá trị thị trường và giá trị sổ sách để đánh giá cấu trúc vốn như: Fama & French (2002); Flannery & Ragan (2006). Tương tự, tại Việt Nam, phần lớn các bằng chứng thực nghiệm cấu trúc vốn có xu hướng chọn cấu trúc vốn giá trị sổ sách như biến phụ thuộc (Trần Hùng Sơn, 2013; Lưu Chí Cường & Nguyễn Thu Hiền, 2016). Tuy nhiên, không thiếu các bằng chứng sử dụng cả giá trị sổ sách và giá trị thị trường của cấu trúc vốn như biến được giải thích (Lê Thị Lanh & cộng sự, 2016). Trong khi đó, sử dụng mỗi giá trị thị trường của cấu trúc vốn hầu như không tồn tại.

Dựa vào biến cấu trúc vốn được sử dụng trong

Bảng 1: Các biến được sử dụng trong mô hình nghiên cứu

Biến	Viết tắt	Mô tả
A. Biến phụ thuộc		
Giá trị sổ sách	BLEV	Giá trị sổ sách tổng nợ/giá trị sổ sách tổng tài sản
Giá trị thị trường	MLEV	Giá trị sổ sách tổng nợ/(giá trị sổ sách tổng nợ + giá trị thị trường vốn chủ sở hữu)
B. Biến kiểm soát		
Quy mô công ty	TA	Logarithm tự nhiên của tổng tài sản
Cơ hội phát triển	MB	Logarithm tự nhiên của giá thị trường/giá trị sổ sách.
Khả năng sinh lời	ROA	Lợi nhuận trước thuế trên tổng tài sản.
Tài sản hữu hình	PPE	Tỷ lệ tài sản cố định hữu hình trên tổng tài sản
Tầm chắn thuế phi nợ	DEP	Khấu hao tài sản cố định trên giá trị sổ sách tổng tài sản.

Fama & French (2002), Chang & cộng sự (2014), nghiên cứu này sử dụng cả giá trị sổ sách và giá trị thị trường của cấu trúc vốn. Các biến được trình bày chi tiết trong Bảng 1.

3.2.2. Biến kiểm soát

Sự vắng mặt của biến kiểm soát có thể ảnh hưởng đáng kể đến khả năng giải thích các nhân tố đến cấu trúc vốn mục tiêu. Vì vậy, nghiên cứu này sử dụng những biến kiểm soát thường xuyên được sử dụng trong các nghiên cứu các nhân tố tác động đến cấu trúc vốn trước đây (Fama & French, 2002; Antoniou & cộng sự, 2008; Öztekin & Flannery, 2012) như: suất sinh lời trên tổng tài sản, giá trị thị trường trên giá trị sổ sách của nợ, lá chắn thuế phi nợ, cơ hội phát triển, quy mô công ty, tài sản hữu hình. Các biến kiểm soát được sử dụng trong nghiên cứu này được trình bày chi tiết trong Bảng 1.

3.3. Phương pháp ước lượng

POLS có thể dẫn đến chệch và không thống nhất bởi mối quan hệ giữa ảnh hưởng riêng biệt của công ty và biến phụ thuộc trễ. Trong khi đó, FEM có thể dẫn đến ước lượng chệch mà chúng bắt nguồn từ mối tương quan giữa sai số được chuyển thể và biến phụ thuộc trễ (Nickell, 1981). Tuy nhiên, vấn đề chệch sẽ trở nên ít nghiêm trọng hơn trong dữ liệu có chuỗi thời gian lớn¹ (Judson & Owen, 1999). Phương pháp ước lượng biến công cụ AH-IV có khả năng xử lý vấn đề chệch. Tuy nhiên, hạn chế của AH-IV là không tận dụng điều kiện moments có sẵn có thể dẫn đến ước lượng không hiệu quả. Trong khi đó, cả DGMM và SGMM có khả năng giải quyết các vấn đề nội sinh nhưng cả hai đối mặt với vấn đề

chệch được tạo ra khi số lượng kỳ quan sát quá nhỏ so với số lượng đơn vị trong điều kiện giá trị biến phụ thuộc có mối tương quan cao so với giá trị chính nó trong kỳ trước đó do biến công cụ sử dụng trong trường hợp này không đủ mạnh để xử lý những hiện tượng như đề cập bên trên (Huang & Ritter, 2009).

Nhìn chung, các phương pháp ước lượng truyền thống cũng như ước lượng với biến công cụ chưa quan tâm đến biến phụ thuộc phân số và bị kiểm duyệt² nên chúng không thể xử lý hết sự chệch tạo ra từ vấn đề này (Elsas & Florysiak, 2015). LSDVC được xem là một trong những phương pháp ước lượng phù hợp cho mô hình dữ liệu bảng động với sự tồn tại biến phụ thuộc phân số. Vì vậy, nghiên cứu này sử dụng LSDVC để xác định tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn cho các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

LSDVC có khả năng giải quyết vấn đề chệch được tạo ra bởi vấn đề biến phụ thuộc phân số cũng như phương sai thay đổi. Thật vậy, LSDVC giải quyết các vấn đề trên bằng cách tiếp cận phân tích để điều chỉnh chệch do ảnh hưởng cố định. Ở góc độ thực nghiệm, LSDVC đã được sử dụng bởi Öztekin & Flannery (2012); Halling & cộng sự (2016) và Dang & cộng sự (2015) thừa nhận rằng LSDVC là một trong những phương pháp phù hợp nhất cho mô hình dữ liệu bảng động.

Bruno (2005) ước lượng LSDVC với ước lượng ban đầu là SGMM với một bootstrap 20 lần lặp lại. Trong khi đó, Meschi & Vivarelli (2009) hồi quy LSDVC với 200 lần lặp lại. Kỹ thuật ước lượng LSDVC được sử dụng bởi Nepal & cộng sự (2017) được khởi xướng từ DGMM và SGMM và hệ số

Bảng 2: Thống kê mô tả

Biến	Số quan sát	Giá trị thấp nhất	Giá trị cao nhất	Giá trị trung bình	Giá trị trung vị	Độ lệch chuẩn
BLEV_{t+1}	4,026	0.044	0.907	0.504	0.533	0.226
MLEV_{t+1}	4,028	0.036	0.963	0.541	0.563	0.266
TA	4,028	-3.954	3.032	-0.849	-0.93	1.417
MB	4,028	-1.899	1.598	-0.198	-0.174	0.727
ROA	4,028	-0.163	0.327	0.062	0.048	0.073
PPE	4,026	0.003	1.713	0.469	0.371	0.378
DEP	4,026	0	1.088	0.186	0.107	0.218
BLEV	4,028	0.049	0.904	0.505	0.532	0.223
MLEV	4,028	0.038	0.961	0.543	0.565	0.265

dựa trên sai số chuẩn bootstrap với 1000 lần. Ngoài ra, Kok & cộng sự (2019) ước lượng LSDVC với ước lượng ban đầu là SGMM và sai số chuẩn được bootstrap với 50 lần. Cuối cùng, Dang & cộng sự (2018) hướng đến Anderson & Hsiao (1982) như ước lượng ban đầu để hồi quy với ma trận phương sai-đồng phương sai với 30 vòng lặp. Nhìn chung, số vòng lặp và ước lượng ban đầu chưa có sự thống nhất cao giữa các ước lượng. Trong khi đó, độ chính xác kỳ vọng hầu như không được đề cập.

Khung phân tích này sử dụng câu lệnh `xtlsdvc` do Bruno (2005) đề xuất với ước lượng ban đầu là Anderson & Hsiao (1982). Để đảm bảo rằng sai số chuẩn của LSDVC đạt ý nghĩa thống kê t , nghiên cứu này sử dụng ma trận phương sai-đồng phương sai với 30 lần lặp lại. Độ chính xác kỳ vọng của khung nghiên cứu này lên đến $O(1/NT^2)$, với N và T lần lượt là số lượng công ty và số kỳ quan sát.

3.4. Dữ liệu nghiên cứu

Dù được hình thành từ những năm 2000, nhưng thị trường chứng khoán Việt Nam chỉ phát triển mạnh mẽ từ năm 2006 trở đi. Khoảng thời gian 2000-2006 là giai đoạn phát triển sơ khai với số lượng các công ty niêm yết chưa nhiều và yêu cầu công bố thông tin bắt buộc chưa được thực hiện. Do đó, số liệu liên quan đến các công ty niêm yết chưa được cung cấp một cách đầy đủ cũng như chưa phản ánh hết thực trạng doanh nghiệp. Vì vậy, để đảm bảo dữ liệu nghiên cứu được đồng bộ, số liệu dùng để hồi quy

là bộ số liệu thứ cấp được cung cấp bởi Fiin Group trong thời gian 12 năm, từ năm 2006 đến năm 2017, liên quan đến các công ty niêm yết trên cả hai sàn giao dịch chứng khoán tại Việt Nam.

Một số công ty không đủ số liệu theo thời gian từ năm 2006 đến năm 2017 với nhiều lý do khác nhau như mới niêm yết hay hủy niêm yết nên dữ liệu nghiên cứu còn lại là bộ dữ liệu không cân bằng. Những công ty hoạt động trong lĩnh vực tài chính, ngân hàng, dịch vụ, bảo hiểm, quỹ đầu tư và bất động sản được loại ra khỏi mẫu nghiên cứu.

Về cơ bản, nhóm công ty này có cấu trúc vốn khác biệt so với nhóm còn lại. Cụ thể, nhóm công ty này hoạt động chủ yếu dựa vào uy tín, sự tin tưởng là chính, tài sản của họ chủ yếu là tài sản thuê, mượn và con người. Đồng thời, báo cáo tài chính của ngân hàng có nhiều khác biệt so với các công ty kinh doanh, nhiều khoản mục chỉ xuất hiện trong báo cáo tài chính của ngân hàng mà không hề xuất hiện trong báo cáo tài chính của công ty.

Ngoài ra, những công ty thiếu bất kỳ quan sát năm nào liên quan đến thanh khoản cổ phiếu, cấu trúc vốn và biến kiểm soát thì quan sát năm đó được loại bỏ khỏi mẫu hồi quy. Hơn nữa, mẫu nghiên cứu chỉ bao gồm các công ty niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán ít nhất 2 năm. Sau khi xử lý, bộ dữ liệu dùng để hồi quy là dữ liệu bảng động không cân bằng với 550 công ty và 4.029 quan sát năm. Ngoài ra, để hạn chế tình trạng tác động ngoại lai làm ảnh

Bảng 3: Ma trận tương quan

Biến	BLEV _{t+1}	MLEV _{t+1}	TA	MB	ROA	PPE	DEP	BLEV	MLEV
BLEV _{t+1}	1.000								
MLEV _{t+1}	0.862*	1.000							
TA	0.338*	0.237*	1.000						
MB	-0.142*	-0.553*	0.098*	1.000					
ROA	-0.412*	-0.509*	-0.050*	0.409*	1.000				
PPE	-0.018	-0.029*	-0.002	0.047*	0.117*	1.000			
DEP	-0.052*	-0.082*	-0.143*	0.085*	0.171*	0.798*	1.000		
BLEV	0.917*	0.803*	0.348*	-0.143*	-0.441*	-0.012	-0.053*	1.000	
MLEV	0.798*	0.928*	0.241*	-0.591*	-0.541*	-0.027*	-0.083*	0.864*	1.000

Nguồn: tính toán của tác giả

Ghi chú: ***, ** và * thể hiện mức ý nghĩa tương ứng với 1%, 5% và 10%.

hường đến kết quả nghiên cứu, kỹ thuật biến đổi winsor phân vị ở mức 1% và 99% cho tất cả các biến được sử dụng.

4. Kết quả và thảo luận kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả và ma trận tương quan

Bảng 2 cung cấp thống kê mô tả cho toàn bộ mẫu. Giá trị sổ sách của cấu trúc vốn dao động từ 0,044 đến 0,907 với trung bình và trung vị lần lượt là 0,504 và 0,533. Trong khi đó, giá trị trung bình (trung vị) của đòn bẩy thị trường lần lượt là 0,541 (0,563) với giá trị nhỏ nhất và lớn nhất là 0,026 và 0,962. Theo đó, những con số này thể hiện rằng độ lệch chuẩn của giá trị sổ sách của cấu trúc vốn (0,226) thấp hơn độ lệch chuẩn giá trị thị trường của cấu trúc vốn (0,266). Liên quan đến các thước đo kém thanh khoản, giá trị trung bình của chênh lệch giá hiệu lực là -3,438. Trong mẫu nghiên cứu, một công ty trung bình có tỷ suất sinh lời trên tài sản là 6,2%, giá trị thị trường trên giá trị sổ sách là -0,198. Trong khi đó, giá trị trung bình và trung vị của tổng tài sản lần lượt là 0,076 và 0,03. Cuối cùng giá trị tài sản hữu hình dao động trong đoạn [0,003, 1,713] với độ lệch chuẩn 0,378. Trong khi đó, giá trị cao nhất và thấp

nhất của tầm chắn thuế phi nợ lần lượt là 1,088 và 0.

Mối quan hệ giữa các cặp biến được trình bày trong Bảng 3. Bảng này cho thấy mối tương quan cao giữa giá trị cấu trúc vốn và giá trị trẻ của cấu trúc vốn. Cụ thể, hệ số tương quan giữa cấu trúc vốn thị trường và giá trị trẻ của cấu trúc vốn thị trường là 92,8%, trong khi đó hệ số tương quan giữa cấu trúc vốn sổ sách và giá trị trẻ của cấu trúc vốn sổ sách là 91,7%. Nhìn chung, những kết quả này hỗ trợ cho tranh luận tồn tại tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn mục tiêu. Ngoài ra, tất cả các mối tương quan khác đều nhỏ hơn 0,8. Theo quy tắc ngón tay cái (the rule of thumb) của Klein, nghiên cứu này kết luận rằng không tồn tại hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến trong mô hình nghiên cứu. Hơn thế nữa, nghiên cứu này cũng sử dụng hệ số VIF (Variance Inflation Factor) để xác định hiện tượng đa cộng tuyến. Tuy nhiên, những chỉ số trong kiểm tra này đều nhỏ hơn 5, chứng tỏ rằng ít có khả năng xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến giữa các cặp biến trong mô hình nghiên cứu.

4.2. Kết quả và thảo luận kết quả nghiên cứu

Bảng 4 báo cáo kết quả ước lượng của mô hình

Bảng 4: Kết quả hồi quy

Biến độc lập	Mô hình (1)	Mô hình (2)
BLEV	0.649*** (0.041)	
MLEV		0.546*** (0.021)
TA	0.006 (0.006)	0.014*** (0.005)
MB	0.008 (0.006)	-0.065*** (0.006)
ROA	-0.042 (0.033)	-0.028 (0.042)
PPE	0.004 (0.013)	0.023** (0.012)
DEP	-0.004 (0.020)	-0.013 (0.021)
OBSERVATIONS	3,605	3,607
NUMBER OF FIRM	554	554

Nguồn: tính toán của tác giả

*Ghi chú: ***, ** và * thể hiện mức ý nghĩa tương ứng với 1%, 5% và 10%*

Sai số chuẩn được báo cáo trong ngoặc đơn.

(2). Kết quả ước lượng với biến phụ thuộc là giá trị sổ sách của cấu trúc vốn trong cột (1) cho thấy hệ số đứng trước biến phụ thuộc trễ dương và có ý nghĩa thống kê cao tại mức 1%. Cụ thể, giá trị hệ số 0,649 chỉ ra rằng tốc độ điều chỉnh trung bình là 35,1%/năm. Vì vậy, một công ty trung bình mất khoảng 2 năm để loại bỏ một nửa ảnh hưởng của một cú sốc lên giá trị sổ sách của cấu trúc vốn³. Trong khi đó, khi cấu trúc vốn thị trường được sử dụng như biến phụ thuộc, khung phân tích này tìm thấy trong mô hình (2) bảng 4 rằng hệ số đứng trước biến phụ thuộc trễ vẫn dương và có ý nghĩa thống kê tại mức 1%. Thật vậy, hệ số đứng trước biến phụ thuộc trễ 0,546 chỉ ra tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn trung bình là 45,4%/năm. Theo đó, một công ty trung bình mất khoảng 1,5 năm để loại bỏ một nửa ảnh hưởng của một cú sốc lên cấu trúc vốn thị trường. Kết quả này phù hợp với quan điểm công ty có cấu trúc vốn tối ưu và có xu hướng dịch chuyển về cấu trúc vốn tối ưu của lý thuyết đánh đổi.

Nhìn chung, khi sử dụng cả cấu trúc vốn thị trường và cấu trúc vốn sổ sách như những biến phụ thuộc, hệ số đứng trước biến phụ thuộc trễ có ý nghĩa thống kê chỉ ra rằng các công ty có xu hướng điều chỉnh về cấu trúc vốn tối ưu. Kết quả này hỗ trợ cho lý thuyết đánh đổi. Ngoài ra, tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn trung bình cho giá trị sổ sách và giá trị thị trường lần lượt là 35,1% và 45,4%. Kết quả thực nghiệm này chỉ ra rằng một công ty trung bình mất khoảng 2 năm để loại trừ một nửa ảnh hưởng của một cú sốc lên giá trị sổ sách của cấu trúc vốn và khoảng 1,6 năm để loại trừ một nửa ảnh hưởng của một cú sốc lên giá trị thị trường của cấu trúc vốn. Kết quả thực nghiệm này gây ra sự ngạc nhiên bởi vì các công ty thường không chủ động bù đắp sự gia tăng trong cấu trúc vốn thị trường được tạo ra từ gia tăng giá chứng khoán (Welch, 2004). Một giải thích cho bằng chứng thực nghiệm này bắt nguồn từ chệch do lựa chọn mẫu dẫn đến tốc độ điều chỉnh cao hơn. Cụ thể, khi giá chứng khoán giảm, các công ty kỳ vọng giá chứng khoán phục hồi trong tương lai và các công ty này vẫn tồn tại trong mẫu. Ngược lại, khi giá chứng khoán không thể phục hồi, các công ty rời khỏi mẫu bởi kiệt quệ tài chính hoặc bị tiếp quản (Huang & Ritter, 2009). Kết quả ước lượng tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn trung bình dao động từ 35,1%/năm đến 45,4%/năm thấp hơn nhiều so với tốc độ điều chỉnh đạt được 70,6%/năm bởi Trần Hùng Sơn (2012);

72%/năm bởi Lưu Chí Cường & Nguyễn Thu Hiền (2016) và cao hơn một ít so với tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn 27%/năm từ Trần Hùng Sơn (2013). Sự khác biệt này có thể được giải thích do các phương pháp ước lượng được sử dụng trong các nghiên cứu tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn tại Việt Nam như FEM, DGMM có xu hướng ước lượng quá mức tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn dẫn đến tốc độ điều chỉnh thật sự cao. Trong khi đó, tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn cho các công ty chưa niêm yết thấp cơ bản do khả năng tiếp cận nguồn vốn để điều chỉnh cấu trúc vốn gặp nhiều khó khăn, tốn kém và vì vậy, các công ty lưỡng lự để điều chỉnh cấu trúc vốn.

Khung phân tích này chỉ ra rằng bất chấp sự khác biệt môi trường thể chế, pháp lý, điều kiện kinh tế vĩ mô, hệ thống tài chính, các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam có xu hướng điều chỉnh hướng về cấu trúc vốn mục tiêu với tốc độ dao động từ 35,1%/năm đến 45,4%/năm. Bằng chứng thực nghiệm này phù hợp với cả dự đoán lý thuyết cũng như các bằng chứng thực nghiệm trước đó (Fama & French, 2002; Flannery & Rangan, 2006; Huang & Ritter, 2009). Thật vậy, mặc dù chiến lược tài chính của các công ty Việt Nam phụ thuộc nhiều vào nhu cầu vốn tức thời cho đầu tư, thanh khoản nên đôi khi các công ty chỉ huy động vốn đủ để tài trợ khoản đầu tư và duy trì hoạt động hàng ngày bất chấp nguồn tài trợ. Mặc dù hầu hết các công ty không có chiến lược tài chính dài hạn, tuy nhiên các công ty này vẫn tận dụng tốt lợi ích tấm chắn thuế cũng như lợi ích từ giao dịch chứng khoán khi họ có cơ hội huy động nguồn vốn lớn với chi phí giao dịch thấp. Hơn thế nữa, sự thay đổi trong cấu trúc vốn bắt nguồn từ điều chỉnh bị động thông qua việc không hoàn trả khoản vay, không mua lại cổ phiếu khi có nguồn tiền dư thừa lớn chủ yếu nhằm tránh các rủi ro liên quan khi huy động nguồn tài trợ cho đầu tư và thanh khoản trong tương lai.

5. Kết luận

Khung phân tích này sử dụng dữ liệu bảng không cân bằng với 4.029 quan sát công ty năm từ các công ty niêm yết trên cả hai sàn giao dịch chứng khoán để xác định tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn. Nghiên cứu này sử dụng phương pháp ước lượng LSDVC để chỉ ra tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn trung bình cho các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam dao động từ 35,1%/năm đến 45,4%/năm.

Sự tồn tại tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn trong điều kiện thực tiễn Việt Nam hỗ trợ cho lý thuyết đánh đổi động trong điều kiện tồn tại chi phí điều chỉnh. Ngoài ra, Kết quả nghiên cứu này phù hợp với các bằng chứng thực nghiệm về tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn. Vì vậy, các công ty cần có chiến lược tài chính cụ thể để đạt được lợi ích tối đa khi điều chỉnh cấu trúc vốn. Theo đó, những công ty có cấu trúc vốn thực cao hơn cấu trúc vốn tối ưu nên giảm cấu trúc vốn thông qua giảm nợ hoặc/và tăng vốn chủ sở hữu để điều chỉnh cấu trúc vốn thực hướng về

cấu trúc vốn tối ưu. Trong khi đó, các công ty có cấu trúc vốn thực thấp hơn cấu trúc vốn tối ưu nên gia tăng cấu trúc vốn thông qua gia tăng nợ hoặc/và giảm vốn chủ sở hữu để điều chỉnh cấu trúc vốn thực hướng về cấu trúc vốn tối ưu.

Xác định tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn là xu hướng ban đầu của các nghiên cứu tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn. Vì vậy, hướng nghiên cứu tiếp theo cần được quan tâm là các nhân tố tác động đến tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn.

Các ghi chú:

¹ Chênh lệch tạo ra do mẫu giới hạn thậm chí vẫn tồn tại khi chiều dài chuỗi thời gian lên đến 30.

² Biến phụ thuộc phân số và bị kiểm duyệt nhằm mô tả biến biến phụ thuộc dao động trong khoảng giá trị [0,1] (Elsas và Florysiak, 2015).

³ Thời gian để loại bỏ một nửa ảnh hưởng của cú sốc lên cấu trúc vốn được tính toán như $\ln(0.5)/(1-\beta)$.

Lời thừa nhận/Cảm ơn: “Đây là sản phẩm của đề tài cấp quốc gia KX.01.20/ 16-20 thuộc chương trình KH&CN trọng điểm cấp quốc gia KX.01/16-20”.

Tài liệu tham khảo:

- Anderson, T.W. & Hsiao, C. (1982), ‘Formulation and estimation of dynamic models using panel data’, *Journal of econometrics*, 18(1), 47-82.
- Antoniou, A., Guney, Y. & Paudyal, K. (2008), ‘The Determinants of Capital Structure: Capital Market-Oriented versus Bank-Oriented Institutions’, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43, 59-92.
- Bruno, G. (2005), ‘Approximating the Bias of the LSDV Estimator for Dynamic Unbalanced Panel Data Models’, *Economics Letters*, 87, 361-366.
- Chang, Y.K., Robin, K.C. & Huang, T.H. (2014), ‘Corporate governance and the dynamics of capital structure: New evidence’, *Journal of Banking & Finance*, 48, 374-385.
- Dang, T.L., Dang, V.A., Moshirian, Fariborz., Nguyen, Lily H.G. & Zhang, B. (2018), *Media Coverage and Corporate Leverage Adjustments*, last retrieved on October 28th, 2019, from: <<http://www.fmaconferences.org/Boston/MediaLev.pdf>>.
- Dang, V.A., Kim, M. & Shin, Y. (2015), ‘In Search of Robust Methods for Dynamic Panel Data Models in Empirical Corporate Finance’, *Journal of Banking and Finance*, 53, 84-98.
- Drobtz, W., Dirk, C.S., & Schröder, H. (2014), ‘Heterogeneity in the Speed of Capital Structure Adjustment across Countries and over the Business Cycle. *European Financial Management*, 9999, 1-38.
- Elsas, R. & Florysiak, D. (2015), ‘Dynamic Capital Structure Adjustment and the Impact of Fractional Dependent Variables’, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 50, 1105–1133.
- Fischer, E.O., Heinkel, R. & Zechner, J. (1989), ‘Dynamic Capital Structure Choice: Theory and Tests’, *The Journal of Finance*, 44, 19–40.
- Flannery, M.J. & Rangan, K.P. (2006), ‘Partial Adjustment toward Target Capital Structures’, *Journal of Financial Economics*, 79, 469–506.

- Halling, M., Yu, J. & Zechner, J. (2016), 'Leverage Dynamics over the Business Cycle', *Journal of Financial Economics*, 122, 21-41.
- Harford, J., Klasa, S. & Walcott, N. (2009), 'Do firms have leverage targets? Evidence from acquisitions', *Journal of Financial Economics*, 93, 1-4.
- Hovakimian, A. & Li, G. (2011), 'In search of conclusive evidence: How to test for adjustment to target capital structure', *Journal of Corporate Finance*, 17(1), 33-44.
- Kayhan, A. & Titman, S. (2007), 'Firms Histories and Their Capital Structures', *Journal of Financial Economics*, 83, 1-32.
- Kok, C., Pancaro, C. & Mirza, H. (2019), 'Macro stress testing euro area banks' fees and commissions', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, accepted.
- Kraus, A. & Litzenberger, R.H. (1973), 'A State-Preference Model of Optimal Financial Leverage', *Journal of Finance*, 28(4), 11-22.
- Lê Thị Lanh, Huỳnh Thị Cẩm Hà & Lê Thị Hồng Minh (2016), 'Tình trạng kinh tế vĩ mô và tốc độ điều chỉnh đòn bẩy mục tiêu: Nghiên cứu thực nghiệm tại Việt Nam', *Tạp chí Công nghệ Ngân hàng*, 118+119, 38-48.
- Lemmon, M.L., Roberts, M.R. & Zender, J.F. (2008), 'Back to the Beginning: Persistence and the Cross-Section of Corporate Capital Structure', *The Journal of Finance*, 63, 1575-1608.
- Lưu Chí Cường & Nguyễn Thu Hiền (2016), 'Quá trình điều chỉnh động cấu trúc vốn của các doanh nghiệp Việt Nam', *Tạp chí khoa học-Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh*, 2(47), 28-41.
- Meschi, E. & Vivarelli, M. (2009), 'Trade and Income Inequality in Developing Countries', *World Development*, 37(2), 287-302.
- Nepal, R., Jamasb, T. & Tisdell, C. (2017), 'On environmental impacts of market-based reforms: Evidence from the European and Central Asian transition economies', *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 73, 44-52.
- Nickell, S. (1981), 'Biases in Dynamic Models with Fixed Effects', *Econometrica*, 49, 1417-1426.
- Öztekın, Ö. & Flannery, M.J. (2012), 'Institutional determinants of capital structure adjustment speeds', *Journal of Financial Economics*, 103, 88-112.
- Trần Hùng Sơn (2012), 'Tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn mục tiêu của doanh nghiệp sản xuất công nghiệp niêm yết tại Việt Nam', *Tạp chí Công nghệ Ngân hàng*, 72, 4-11.
- Trần Hùng Sơn (2013), 'Mô hình điều chỉnh cấu trúc vốn mục tiêu của các doanh nghiệp sản xuất công nghiệp chưa niêm yết tại Việt Nam', *Tạp chí Công nghệ Ngân hàng*, 89, 37-44.
- Welch, I. (2004), 'Capital Structure and Stock Returns', *Journal of Political Economy*, 112(1), 106-31.